

VU Research Portal

Monetaire transmissie

den Butter, F.A.G.

published in
Zoeklicht op Beleid
1981

[Link to publication in VU Research Portal](#)

citation for published version (APA)

den Butter, F. A. G. (1981). Monetaire transmissie. In E. Den Dunnen, M. M. G. Fase, & A. Szász (Eds.), *Zoeklicht op Beleid* (pp. 83-109). Stenfert Kroese.

General rights

Copyright and moral rights for the publications made accessible in the public portal are retained by the authors and/or other copyright owners and it is a condition of accessing publications that users recognise and abide by the legal requirements associated with these rights.

- Users may download and print one copy of any publication from the public portal for the purpose of private study or research.
- You may not further distribute the material or use it for any profit-making activity or commercial gain
- You may freely distribute the URL identifying the publication in the public portal ?

Take down policy

If you believe that this document breaches copyright please contact us providing details, and we will remove access to the work immediately and investigate your claim.

E-mail address:

vuresearchportal.ub@vu.nl

Monetaire transmissie

Een empirische verkenning van de invloed van monetaire grootheden op de bestedingen in Nederland

F.A.G. den Butter*

'... the essence of monetary policy is its influence on overall expenditure'

G.A. Kessler (1975, blz. 513)

1. INLEIDING

De beïnvloeding van de reële sfeer door monetaire grootheden vormt een belangwekkend maar ook controversieel onderwerp in de economische theorie en praktijk. Bij de meeste monetaire theoretici bestaat er niet zozeer twijfel over de vraag of deze monetaire transmissie inderdaad plaatsvindt. Veeleer heeft de discussie betrekking op de kanalen waarlangs de transmissie verloopt. In nauw verband daarmee staat de vraag op welke wijze de monetaire autoriteiten de reële sfeer kunnen beïnvloeden.

Bij de constructie van econometrische modellen, die de structuur van de reële sfeer beschrijven, blijkt echter de invloed van monetaire variabelen op de te verklaren reële grootheden moeilijk traceerbaar. Zo komt b.v. in Vintaf II, het model dat het CPB momenteel mede bij de beleidsvoorbereiding gebruikt, geen enkele monetaire variabele voor. Aan de andere kant wordt in de kleine herleide-vorm modellen, waarin het inkomen direct aan de geldhoeveelheid is gerelateerd, een grote monetaire transmissie gemeten.

In het traditionele IS-LM-schema verloopt de monetaire transmissie volledig via de rente. In de IS-curve, die een samenvatting geeft van de macro-economische bestedingsvergelijkingen, is de (reële) rente de cruciale verklarende variabele. De geldhoeveelheid beïnvloedt het inkomen uitsluitend indirect via deze rentegevoeligheid van de bestedingen en via de rentegevoeligheid van de geldvraag in de LM-curve.

Daarentegen bevatten econometrische modellen, indien er tenminste aandacht aan de monetaire transmissie besteed is, veelal naast de rentevariabelen

*. De schrijver dankt de heren F.J.J.S. van de Gevel en R.B.M. Vet voor hun uitstekende onderzoeksassistentie.

ook monetaire hoeveelheidsvariabelen als verklarenden in de bestedingsvergelijkingen. In dat geval is de rente niet het enige transmissiekanaal, maar wordt er tevens een directe invloed van de geldvoorziening op de reële sfeer verondersteld.

In deze bijdrage wordt op empirische wijze nagegaan in hoeverre in Nederland monetaire hoeveelheidsvariabelen naast de rente van direct belang zijn bij de monetaire transmissie. Daarmee sluit dit onderzoek in zekere zin aan bij Kesslers (1974) studie over monetaire indicatoren. Het gaat bij deze indicatoren om monetaire intermediaire variabelen of, in de terminologie van Kessler, monetaire 'brugvariabelen', die een duidelijk verband vertonen met de uiteindelijke doelvariabelen van het economische beleid. Anderzijds dienen deze brugvariabelen op beslissende wijze door middel van de monetaire instrumenten te kunnen worden beheerst. Onder deze voorwaarden valt de richting van het monetaire beleid af te lezen aan de hand van deze variabelen.

Na deze inleiding wordt in de volgende paragraaf een overzicht gegeven van de monetaire transmissievariabelen in een aantal bekende econometrische modellen. Vervolgens worden in paragraaf 3 de consequenties nagegaan die de toevoeging van een monetaire hoeveelheidsvariabele in de IS-curve op het IS-LM-schema heeft. Paragraaf 4 bevat het eigenlijke empirische deel van dit onderzoek. Voor de periode 1970:I – 1979:IV is voor Nederland een IS-curve geschat en achtereenvolgens aangevuld met een aantal alternatieve monetaire hoeveelheidsvariabelen. Onderzocht is welke monetaire hoeveelheidsvariabele het best voldoet. Ter afsluiting geeft paragraaf 5 enkele slotopmerkingen en conclusies.

2. TRANSMISSIEVARIABLEN IN ECONOMETRISCHE MODELLEN

In tabel 1 worden voor een zestiental econometrische modellen de monetaire variabelen opgesomd die als verklarende variabelen zijn aangetroffen in gedragsvergelijkingen voor de reële sfeer. Hierbij is een indeling in twee groepen gemaakt, nl. de rentevariabelen en de monetaire hoeveelheidsvariabelen.

Uit de enorme veelheid van macro-economische modellen zijn voornamelijk Nederlandse en Amerikaanse modellen gekozen. Voor beide landen heeft Tinbergen (1936, 1939) het pionierswerk verricht. Daarnaast is in de tabel een aantal modellen van centrale banken (voor Canada, W.-Duitsland, Italië en het Verenigd Koninkrijk) opgenomen.

Het eerste model van de *Nederlandse* economie van Tinbergen (1936) bevat geen monetaire variabelen. Tinbergen vermeldt dat hij gepoogd heeft de rente

in de investeringsfunctie op te nemen, maar dit leidde niet tot het gewenste resultaat. Als vermoedelijke oorzaak noemt Tinbergen dat de invloed van de rente op de investeringen niet te scheiden valt van de invloed van de winsten. Uit deze winsten worden de investeringen in dit model verklaard. De modelbouw van Tinbergen is in Nederland voornamelijk op het CPB voortgezet. In het jaarmodel 1969-C [zie Centraal Plan Bureau (1971)] komen in de consumptiefunctie naast de lange rente de deposito's en girale tegoeden bij banken als monetaire transmissievariabele voor. In het kwartaalmodel van het CPB [zie Driehuis (1972)] is de liquiditeitsquote bij wijze van indicator voor de beschikbaarheid van externe financieringsmiddelen als verklarende opgenomen. Daarnaast verloopt in dit model de transmissie via de z.g. kapitaalkosten. Deze kapitaalkosten, het verwante kapitaalrendement en de prijs van het fysieke kapitaal spelen in de theorie van het transmissiemechanisme een belangrijke rol [zie b.v. Kuné (1976)]. In de econometrische modellen waarin deze niet direct waarneembare grootheden zijn opgenomen, worden ze meestal berekend als een functie van de lange of korte rente.

Op zich zijn echter in de modellen van het CPB de monetaire sfeer en het transmissiemechanisme niet erg uitgewerkt. In de inleiding werd reeds opgemerkt dat er in het huidige middellange-termijnmodel van het CPB, Vintaf II [zie Centraal Plan Bureau (1978)] zelfs geen monetaire variabele voorkomt.¹ Meer aandacht aan de monetaire sfeer en de monetaire transmissie wordt besteed in de modellen van Buiter & Owen (1979) en Knoester (1980). Bij Buiter & Owen verloopt de transmissie in de consumptiefunctie uitsluitend via een monetaire hoeveelheidsvariabele, nl. de liquiditeitenmassa die hier het 'real balance' effect representeert. In het model van Knoester speelt een nogal ingewikkelde transformatie van de groei van de monetaire basis in verhouding tot de groei van de afzet de rol van transmissievariabele. Deze grootheid doet, aldus Knoester, dienst als indicator van de overloop van de monetaire spanning naar de reële sfeer. Naast deze monetaire spanningsvariabele vindt de monetaire transmissie in dit model plaats via het traditionele kanaal van de rente. Zoals Fase (1981^b) opmerkt, is het curieus dat hiervoor uitsluitend de daggeldrente en niet, zoals gebruikelijk, ook een lange rente gebruikt wordt.

Het model dat Tinbergen (1939) op instigatie van de Volkenbond van de Amerikaanse economie maakte, bevat een uitgewerkte monetaire sector. De transmissie verloopt volledig via de rente, waarbij de lange rente als verklarende in twee investeringsfuncties voorkomt en de korte rente de voorraden

1. Als men in dit model winstmaximalisatie bij onvolledige mededinging veronderstelt, verschijnen echter de kapitaalkosten en daarmee de rente in het criterium dat de afstoot van kapitaalgoederen bepaalt [zie Den Butter (1976)]. Daarnaast heeft Knoester (1980) een versie van het model met monetaire transmissie geschat.

Tabel 1. Transmissievariabelen in 16 econometrische modellen

Modellen	Tinbergen, 1939 (VS)	Klein & Goldberger, 1955 (VS)	Suits, 1962 (VS)	Brookings, 1965 (VS)	Goldfeld, 1966 (VS)	FRB-MIT 1968 (VS)
Verklaarde reële grootheden						
<i>Consumptie</i>						
Totale consumptie private sector		M_g				
1. niet-duurzame consumptie			M_g		$\{V_g$	$\{r_1$
2. diensten			M_g	M2		
3. auto's			M_g		M1	r_1
4. duurzame consumptie excl. auto's			M_g			r_1
<i>Investerings</i>						
1. outillage, bedrijven	$\{r_1$	$\{M_{bd}$			$\{BK$	p_{kap}
2. bedrijfsgebouwen						p_{kap}
3. woningen	r_1		r_1, r_{hyp}^{max}			r_{hyp}
4. lagere overheid						
5. overheidsgebouwen						r_1
6. voorgenomen investeringen bedrijven (4 sectoren)				p_{kap}		
7. scholenbouw				r_1		
<i>Voorraden</i>						
Voorraadvorming						
1. voorraad handel	r_k			r_k	r_{bk}, BK	
2. voorraad industrie				r_k		
<i>Productie, arbeidsmarkt</i>						
1. bezettingsgraad kapitaalgoederen						
2. gewenste kapitaalcoëfficiënt voor outillage						
3. afzet bedrijven excl. landbouw						
4. vraag naar arbeid, bedrijven						
5. vraag naar arbeid, lagere overheid						
6. arbeidsaanbod excl. mannen van 25-54 jaar						
<i>Prijzen</i>						
1. consumptieprijsindex						
2. prijsindex investeringen						
3. prijsindex geregementeerde sector						
4. invoerprijsindex						
5. prijsindex woningen				r_k		

Betekenis van de symbolen

Rentevariabelen

p_{geb}	toegeschreven huurprijs gebouwen	r_{hyp}	hypotheekrente
p_{kap}	kapitaalkosten	r_{hyp}^{max}	plafond hypotheekrente
p_{out}	toegeschreven huurprijs outillage	r_k	korte rente
r_{bk}	bankkrediet rente	r_1	lange rente
r_{CB}	disconto	r_s	euro-dollar rente

PB-69C aarmodel, 971 Nederland)	RDX 2, 1971 (Canada)	Wharton Mark IV, 1972 (VS)	CPB kwar- taalmode (Driehuis), 1972 (Nederland)	Bundes- bank, 1976 (W-Duits- land)	Fair, 1976 (VS)	M2BI, 1979 (Italië)	Bank of England, 1979 (VK)	Buiter & Owen, 1979 (Nederland)	Knoester, 1980 (Nederland)
r_1, DT	p_{kap} p_{kap} p_{kap} p_{kap}	Q_{M2} r_1, r_k, Q_{M2}, CK Q_{M2}	r_1, Q_{M2}		S_g S_g, r_k, r_{hyp} r_{hyp}		M_g M_g, CK, HK	M2	$r_k, M0$
DT	$p_{out}, BK,$ LK_{bu} p_{geb}, r_1, LK_{bu} $LR_b, r_{hyp},$ r_{hyp}^{max}, HK r_1	p_{kap} r_1, r_k	p_{kap}, Q_{M2}	r_1, BK_1 r_k, r_1, BK_1 r_k, r_1	V_{bd} r_{hyp}	BKA BKR	r_k		$r_k, M0$ $r_k, M0$
			r_1				r_k	r_k	$r_k, M0$
DT	p_{out} r_1, LR_b		p_{kap}, Q_{M2}	r_{bk}	r_1 S_g, r_{hyp}				
r_{CB}		p_{kap}	p_{kap}				r_s HK, LO_{ps}		

Monetaire hoeveelheidsvariabelen

BK	bankkrediet
BKA	kredietaanvragen
BK ₁	lang en middellang bankkrediet
BKR	kredietruimte (+ overschrijdingen)
CK	consumptief krediet (beperkingen)
DT	deposito's en girale tegoeden bij banken
HK	hypothecair krediet
LK _{bu}	lang kapitaal uit het buitenland
LO _{ps}	liquiditeitsoverschot private sector
LR _b	liquiditeitsreserve van banken

M0	monetaire basis
M _{bd}	liquiditeiten bij bedrijven
M _g	liquiditeiten bij gezinnen
M1	geldhoeveelheid
M2	liquiditeitenmassa
Q _{M2}	liquiditeitsquote
S _g	niet direct opvraagbare tegoeden van gezinnen
V _{bd}	kapitaal van bedrijven
V _g	vermogen van gezinnen

van consumptiegoederen mede verklaart. Het werk van Tinbergen werd in de Verenigde Staten met name door Klein voortgezet. In Klein (1950) ontbreekt de monetaire transmissie, maar in het model van Klein & Goldberger (1955) zijn liquiditeiten als verklarenden opgenomen in de consumptie- en investeringsvergelijking. Opvallend is dat in dit model de transmissie dus uitsluitend via hoeveelheidsvariabelen plaatsvindt. Ook in het model van Suits (1962), dat uit een desaggregatie van het model van Klein & Goldberger voortkomt, in het Brookings-model [zie Duesenberry *et al* (1965)] en in het Wharton-model (Mark III) [zie McCarthy (1972)] spelen de monetaire hoeveelheidsvariabelen een belangrijke rol in de transmissie. Dit is eveneens het geval in het model van Goldfeld (1966), dat bovendien voor het eerst een uitgebreide modellering van het portefeuillegedrag van het bankwezen bevat. Daarentegen is, evenals bij Tinbergen, in het FRB-MIT-model [zie De Leeuw & Gramlich (1968)] de reële sfeer uitsluitend via rentevariabelen met de monetaire sfeer verbonden. Fair (1976) onderscheidt in zijn model niet, zoals gebruikelijk, een monetaire en een reële sfeer, maar hij splitst de economie in vijf sectoren, te weten de sector huishoudens, de sector bedrijven, de financiële sector, het buitenland en de overheidssector. Afgezien van de financiële sector waar alleen monetaire grootheden worden verklaard, spelen in deze sectoren monetaire en reële grootheden door elkaar een rol. Zo is er van een sterke transmissie sprake, mede omdat de gezinsconsumptie, maar ook het arbeidsaanbod in belangrijke mate afhangt van de (semi-)liquide middelen van gezinnen.²

In de door centrale banken ontwikkelde macro-economische modellen verwacht men veel aandacht voor de monetaire transmissie. Toch blijkt zowel in het model van de Deutsche Bundesbank (1976) als in dat van de Banca d'Italia (1979) het aantal getraceerde transmissiekanalen niet groot. Hierbij zij overigens opgemerkt dat de Banca d'Italia uitgebreid heeft onderzocht op welke wijze de kredietbeschikbaarheid de investeringen beïnvloedt. De sterk gedesaggregeerde modellen van de Bank of Canada [zie Helliwell *et al.* (1971)] en de Bank of England (1979) bevatten wel veel transmissiekanalen. Wat betreft het model van de Bank of England zijn in het schema alleen de belangrijkste transmissievariabelen vermeld: naast een directe invloed via de gedragsvergelijkingen vindt de transmissie ook in belangrijke mate indirect via definitievergelijkingen en budgetrestricties plaats. Zo worden b.v. de kapitaalinkomsten per definitie door de rentestand bepaald. Daarnaast is in dit Engelse model veel aandacht besteed aan de gevolgen van wisselkoersveranderingen.

2. Een uitgebreid overzicht van de rol van monetaire variabelen in, met name, Amerikaanse empirische studies m.b.t. de reële sfeer wordt gegeven door Hamburger (1974). Dit overzicht loopt tot 1970.

Resumerend blijkt uit de tabel dat in de meeste econometrische modellen monetaire hoeveelheidsvariabelen naast de rente een directe rol in de monetaire transmissie spelen. Waarschijnlijk betekent dit dat in de praktijk het prijsmechanisme door allerlei starheden zijn allocerende functie tussen de monetaire en de reële sfeer niet volledig vervult.

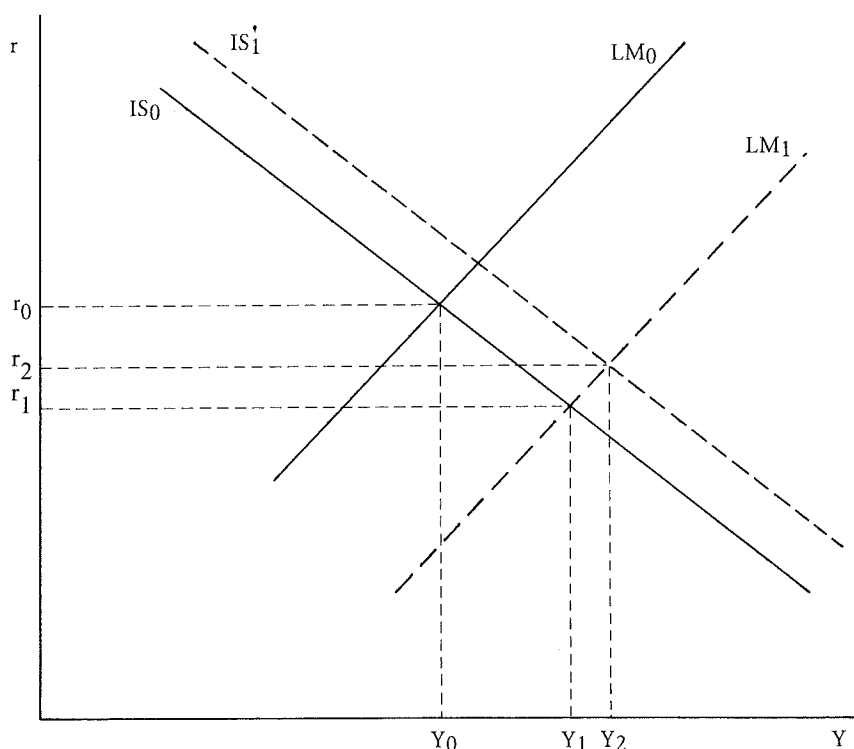
De tabel laat tevens zien dat het overgrote deel van de transmissievariabelen in de bestedingsvergelijkingen is opgenomen. Slechts een enkele maal wordt er een monetaire grootte als verklarende in één van de andere modelvergelijkingen aangetroffen. Dit geeft een rechtvaardiging voor de opzet van deze studie om de monetaire transmissie en het belang van monetaire hoeveelheidsvariabelen daarbij via een IS-curve te onderzoeken. Deze geeft immers, zoals reeds opgemerkt, een samenvatting van de macro-economische bestedingsvergelijkingen.

Meestal valt uit de modelbeschrijving niet duidelijk op te maken op welke theoretische gronden de monetaire hoeveelheidsvariabelen in de bestedingsvergelijkingen zijn opgenomen. Soms wordt de kredietbeschikbaarheid of de monetaire spanning als argument genoemd, maar ook vermogens- of 'real balance' effecten. In hoeverre deze effecten echter door de feitelijk gebruikte monetaire hoeveelheidsvariabele weergegeven worden, blijft dan de vraag. Het meest expliciet over deze onzekerheid is de Bank of England (1979), die aangeeft dat de gevonden invloed van de liquiditeiten bij gezinnen op de consumptie zowel een directe kan zijn, als een benadering van de invloed van het vermogen.

3. MONETAIRE TRANSMISSIE EN HET IS-LM-SCHEMA

Het door Hicks (1937) ontworpen IS-LM-schema is in de macro-economische leerboeken het gebruikelijke beginpunt om de werking van de monetaire transmissie te illustreren. Figuur 1 laat het IS-LM-schema zien in het geval van een exogeen geldaanbod. Op de assen staan resp. de rente (r) en het inkomen (Y). De lijn IS_0 geeft aan bij welke verschillende combinaties van waarden van r en Y er in de uitgangssituatie evenwicht op de goederenmarkt is en de lijn LM_0 bij welke waarden evenwicht op de geldmarkt. In het punt (r_0, Y_0) zijn zowel de goederenmarkt als de geldmarkt in evenwicht. Indien er een autonome verhoging van de geldhoeveelheid plaatsvindt, verschuift de LM-curve naar rechts (LM_1). In het traditionele IS-LM-schema waarin de monetaire transmissie volledig via de rente verloopt, verandert de IS-curve niet van plaats. Het nieuwe evenwicht komt tot stand in het punt (r_1, Y_1) waarbij de rente dus is afgenomen en het inkomen is toegenomen.

Figuur 1. IS-LM-schema met exogeen geldaanbod



Als er evenwel een directe transmissie via een monetaire hoeveelheidsvariabele in de IS-curve plaatsvindt, verschuift bij een autonome verhoging van de geldhoeveelheid niet alleen de LM-curve (naar LM_1) maar ook de IS-curve (naar IS_1'). Het nieuwe evenwicht wordt bereikt in het punt (r_2, Y_2) . De rente is dus minder gedaald en het inkomen nog iets meer toegenomen dan in het geval dat de transmissie uitsluitend via de rente verloopt.

De bovenstaande conclusie is natuurlijk alleen geldig indien de analyse van het IS-LM-schema hier opgaat. Het IS-LM-schema heeft nl. uitsluitend betrekking op een situatie van evenwicht. Als de monetaire hoeveelheidsvariabele in het reële model monetaire spanning of onevenwichtigheid representeert, is deze analyse niet op haar plaats.³ Voor het geval dat een verandering van de geldhoeveelheid bij een 'real balance' of een vermogens-effect inderdaad een

3. Om dergelijke redenen is ook in het algemeen bezwaar gemaakt [zie b.v. Kuné (1976, blz. 495)] tegen het IS-LM-schema als representatie van de Keynesiaanse theorie, waarin immers juist allerlei starheden en onevenwichtigheden een rol spelen.

blijvende verschuiving van de IS-curve teweegbrengt, is deze comparatief statistische analyse echter wel zinvol.

In figuur 1 zijn de verschuivingen in de IS- en LM-curven zodanig getekend dat de rente ook in het nieuwe evenwichtspunt (r_2 , Y_2) is afgenomen. Bij een andere positie en verschuiving van de IS-curve t.o.v. de LM-curve zou het kunnen voorkomen dat bij een vergroting van de geldhoeveelheid de rente niet zou dalen maar juist zou toenemen. Om dit na te gaan en om in het algemeen een indruk te krijgen van het relatieve belang van de impulsen, worden de volgende verbanden verondersteld

$$M = \alpha_0 + \alpha_1 Y + \alpha_2 r \quad (3.1.)$$

$$Y = \beta_0 + \beta_1(r - \pi) + \beta_2 X + \beta_3 M \quad (3.2.)$$

Vergelijking (3.1.) is de LM-curve en vergelijking (3.2.) de IS-curve. Hierbij stelt M de geldhoeveelheid voor en $r - \pi$ de reële rente met π de prijsverwachtingen. In de LM-curve zijn eventuele exogenen weggelaten, maar in de IS-curve zijn de autonome bestedingen (X) expliciet in de vergelijking opgenomen. Hierdoor is het mogelijk om naast de gevolgen van een monetaire impuls ook de gevolgen van een bestedingsimpuls te analyseren. De veronderstelde tekens van de coëfficiënten zijn als volgt: α_0 en β_0 onbepaald; $\alpha_1, \beta_2 > 0$; $\alpha_2, \beta_1 < 0$; $\beta_3 \geq 0$. Indien $\beta_3 = 0$ geldt het traditionele geval van het IS-LM-schema met uitsluitend monetaire transmissie via de rente.

Uit de vergelijkingen (3.1.) en (3.2.) volgt

$$\frac{dY}{dM} = \frac{\alpha_2 \beta_3 + \beta_1}{\alpha_2 + \alpha_1 \beta_1} \quad \text{en} \quad \frac{dr}{dM} = \frac{1 - \alpha_1 \beta_3}{\alpha_2 + \alpha_1 \beta_1}$$

Deze multiplicatoren geven het kwantitatieve effect weer van een monetaire impuls (autonome verandering van de geldhoeveelheid) op resp. het inkomen en de rente.

In het geval van een directe geldtransmissie ($\beta_3 > 0$) is, zoals ook figuur 1 laat zien, de inkomensmultiplicator dY/dM groter dan in het traditionele geval met $\beta_3 = 0$. De richting van het rente-effect van een monetaire impuls is, zoals werd opgemerkt, niet eenduidig. Indien $\alpha_1 \beta_3 < 1$ is de multiplicator dr/dM negatief en, in absolute zin, kleiner bij een directe geldtransmissie dan in het traditionele geval van $\beta_3 = 0$. Indien $\alpha_1 \beta_3 > 1$ neemt de rente bij een vergroting van de geldhoeveelheid toe. De voorwaarde $\beta_3 > 1/\alpha_1$ is echter zo onwaarschijnlijk, dat een dergelijk pervers rente-effect als een uitzonderlijk geval beschouwd moet worden.

Overeenkomstig de oorspronkelijke voorstelling van Hicks gaat het voorgaande ervan uit dat de geldhoeveelheid de exogene variabele is en dat de monetaire politiek dus rechtstreeks de geldhoeveelheid beïnvloedt. Een alternatief hiervoor is een politiek die op de rente gericht is. In dat geval wordt de rente exogeen verondersteld en zijn de geldhoeveelheid en het inkomen de endogene grootheden in het IS-LM-schema. Overigens zij opgemerkt dat een dergelijke volledig autonome rentepolitiek in de praktijk in een open economie natuurlijk niet mogelijk is.⁴

De gevolgen van een autonome renteverandering wordt geïllustreerd in figuur 2. De LM-curve heeft in deze voorstelling met de geldhoeveelheid op de verticale as een positieve helling, terwijl de IS-curve verticaal loopt als de geldhoeveelheid het inkomen niet direct beïnvloedt. In dat geval verschuift bij een renteverlaging de IS-curve van IS_0 naar IS_1 en de LM-curve van LM_0 naar LM_1 . Vanuit het evenwicht in de uitgangssituatie (M_0, Y_0) komt het nieuwe evenwicht in (M_1, Y_1) tot stand.

Bij een directe geldtransmissie loopt de IS-curve niet verticaal maar heeft een positieve helling. In figuur 2 is de lijn IS_0' zodanig getekend dat de veronderstelde invloed van de geldhoeveelheid vrij klein is. Bij een verlaging van de rente verschuift IS_0' naar IS_1' (en zoals voorheen LM_0 naar LM_1), zodat het nieuwe evenwicht in (M_2, Y_2) wordt bereikt. Een renteverlaging heeft dus zowel een positief effect op M als op Y , maar dit effect is groter indien de geldhoeveelheid in de IS-curve is opgenomen.

Voor de multiplicatoren bij een rente-impuls geldt

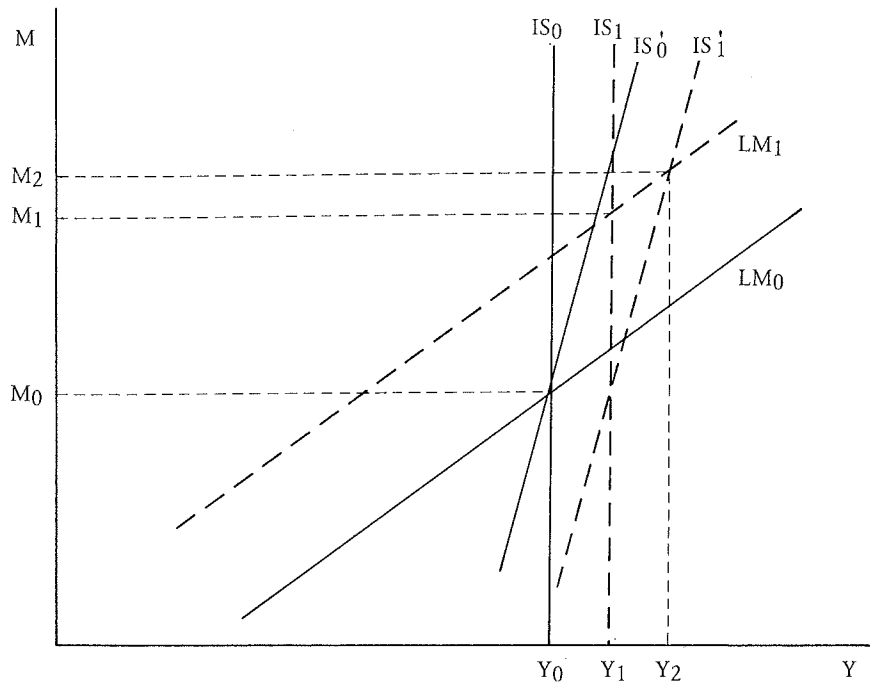
$$\frac{dY}{dr} = \frac{\beta_1 + \alpha_2 \beta_3}{1 - \alpha_1 \beta_3} \quad \text{en} \quad \frac{dM}{dr} = \frac{\alpha_1 \beta_1 + \alpha_2}{1 - \alpha_1 \beta_3}$$

Als $\alpha_1 \beta_3 < 1$, waarbij de IS-curve steiler loopt dan de LM-curve, zijn deze beide multiplicatoren negatief. Uit de formule van dY/dr blijkt dat het effect van een renteverandering op het inkomen groter is indien $\beta_3 > 0$ dan in het traditionele geval waarbij $\beta_3 = 0$. Ook bij de geldhoeveelheid wordt het effect van een renteverandering door een directe geldtransmissie versterkt, maar in mindere mate dan bij het inkomen (zie figuur 2).

In het uitzonderlijke geval dat $\alpha_1 \beta_3 > 1$ slaat het teken van beide boven-

4. Hierbij wordt voorbijgegaan aan de vraag of een op de geldhoeveelheid gerichte politiek dan wel een rentepolitiek beter voldoet. In dat geval zou de analyse van Poole (1970) uitgebreid moeten worden met de geldhoeveelheid als extra verklarende variabele in de IS-curve. De instrumentkeus hangt naast van de waarden van de coëfficiënten in deze analyse ook af van de stochastische eigenschappen van de IS- en LM-curven, *in casu* van de waarde van de variantie en covariantie van de storingen van deze curven.

Figuur 2. IS-LM-schema met exogene rente



staande multiplicatoren om. Grafisch komt dit erop neer dat in figuur 2 de LM-curve steiler verlopen dan de IS'-curve.

Ten aanzien van de effecten van een autonome bestedingsimpuls blijkt uit de multiplicatoren bij een *exogene geldhoeveelheid*

$$\frac{dY}{dX} = \frac{\alpha_2 \beta_2}{\alpha_2 + \alpha_1 \beta_1} \quad \text{en} \quad \frac{dr}{dX} = \frac{-\alpha_1 \beta_2}{\alpha_2 + \alpha_1 \beta_1}$$

dat het er niet toe doet of er een directe geldtransmissie plaatsvindt, aangezien deze multiplicatoren onafhankelijk van β_3 zijn. In dit geval is zowel de inkomensmultiplicator als de rentemultiplicator positief, d.w.z. een autonome bestedingsimpuls doet het inkomen en de rente stijgen.

Bij een *exogene rente* geldt

$$\frac{dY}{dX} = \frac{\beta_2}{1 - \alpha_1 \beta_3} \quad \text{en} \quad \frac{dM}{dX} = \frac{\alpha_1 \beta_2}{1 - \alpha_1 \beta_3}$$

Nu heeft de wijze waarop de monetaire transmissie plaatsvindt wel invloed op

de multiplicatoren. Het effect van een bestedingsimpuls wordt versterkt door een monetaire transmissie die direct via de geldhoeveelheid verloopt.

De exercities in deze paragraaf illustreren in welke mate de effectiviteit van de monetaire politiek en bestedingspolitiek vergroot wordt door een directe geldtransmissie. Naast de waarde van de desbetreffende coëfficiënt β_3 zijn daarbij ook de coëfficiëntwaarden van belang, die de hellingen van de IS- en LM-curve in het IS-LM-schema bepalen.⁵ In de volgende paragraaf wordt nader ingegaan op de kwantitatieve uitkomsten voor deze coëfficiënten en voor de multiplicatoren.

4. EMPIRISCHE ANALYSE

4.1. Een IS-curve voor Nederland, 1970:I-1979:IV

De economische literatuur biedt verrassend weinig aanknopingspunten voor de empirische bepaling van een IS-curve. Hoewel het b.v. gebruik is om de hypothese van de rationele verwachtingen te toetsen aan de hand van een met een Phillips-curve uitgebreid IS-LM-model, wordt er vrijwel nooit expliciet een IS-curve geschat. In de meeste gevallen [zie b.v. McCallum (1976), Korteweg (1978^a, 1978^b)] betreffen de schattingen slechts de herleide vorm van het IS-LM-model waaruit de rente is weggesubstitueerd. Op deze wijze verdwijnt de informatie over de rol van de monetaire variabelen in de transmissie.

Een empirische specificatie van een IS-curve voor Nederland is te vinden bij Fase & Van Nieuwkerk (1975). Naast de reële rente nemen zij als verklarende variabelen de overheidsuitgaven en, vanwege het open karakter van de Nederlandse economie, een index voor de wereldhandel op. Bovendien wordt een gedeeltelijke aanpassing van het feitelijke aan het gewenste inkomen verondersteld.

In deze paragraaf is de specificatie van de IS-curve van Fase & Van Nieuwkerk als uitgangspunt genomen. Het schattingsresultaat voor seizoen-vrije kwartaalcijfers over de periode 1970:I-1979:IV luidt (t-waarden tussen haakjes):

$$\ln y = 6,48 + 0,16 \ln y_{-1} - 0,0044(r - \pi)_{-j} + 0,11 \ln x + 0,36 \ln m_w \quad (4.1.)$$

(4,82) (1,30) (2,88) (1,33) (4,95)

$$\overline{R}^2 = 0,976 \quad SR = 0,0139 \quad DW = 2,08 \quad Q = 10,61$$

5. In zijn dissertatie gaat Kessler (1958, blz. 172-177) uitvoerig in op het relatieve belang van de hellingen van de IS- en LM-curven voor de werkelijkheidswaarde van de multiplicatoren.

Hierbij is y het bruto nationaal produkt in constante prijzen, r het rendement op de 3 laatste langlopende staatsleningen, x de autonome overheidsuitgaven benevens de loonsom van de overheid en investeringen in woningen in constante prijzen en m_w de reële gewogen wereldinvoer.⁶ De prijsverwachtingen π zijn, in navolging van Fase & Van Nieuwkerk, berekend als de voorspellingen één kwartaal vooruit met een ARIMA-model voor de procentuele verandering in de prijsindex gezinsconsumptie.

De bovenstaande IS-curve is log-lineair gespecificeerd op de reële rente na, die zonder logaritmische transformatie in de vergelijking is opgenomen. Bovendien is voor deze reële rente een aantal vertragingen beproefd. Daarbij werd het beste resultaat verkregen door de gemiddelde reële rente een jaar te vertragen.⁷

De coëfficiëntwaarde 0,16 bij het één kwartaal vertraagde inkomen in de bovenstaande IS-curve duidt op een zeer snelle aanpassing van het feitelijke aan het gewenste inkomensniveau. De invloed van de autonome bestedingen op het inkomen blijkt nogal gering. De lange-termijnelasticiteit van deze grootheid is slechts 0,12⁸, terwijl de lange-termijnelasticiteit van de wereldhandel gelijk is aan 0,43.

Statistisch zijn de schattingsresultaten van de IS-curve bevredigend. Volgens de standaardfout van de residuen (SR) wijkt de berekende waarde gemiddeld slechts 1,4% van de feitelijke waarde van y af. De waarden van de DW-toets en de portmanteau toets-grootheid Q (χ^2 verdeeld met 12 vrijheidsgraden) geven aan dat de residuen van de vergelijking geen duidelijke onderlinge correlatie vertonen.

4.2. Alternatieve monetaire hoeveelheidsvariabelen

Kessler (1974) onderscheidt 3 belangrijke monetaire indicatoren, nl.:

I. de rente-ontwikkeling

6. De prijzen, en dus ook de prijsverwachtingen, zijn in het IS-LM-schema exogeen. In de theoretische beschouwingen van de vorige paragraaf is het daarom niet relevant of de variabelen M , Y en X op nominale of reële grootheden betrekking hebben. Nu hier in de empirische analyse reële grootheden zijn gebruikt, worden deze met kleine letters aangeduid.
7. Kessler (1974, blz. 287) vermeldt dat de reële rente niet noodzakelijkerwijs precies gelijk hoeft te zijn aan de nominale rente minus de prijsverwachtingen. Hij komt langs theoretische weg tot de stelling dat de uit een oogpunt van bestedingen relevante reële rente gelijk is aan $r - 2\pi$ als het om consumptie gaat en $r - \frac{1}{2}\pi$ als het om investeringen gaat. Deze beide andere maten voor de reële rente blijken echter in de IS-curve niet significant beter te voldoen dan $r - \pi$.
8. De overheidsuitgaven zonder investeringen in woningen leveren een ongeveer even grote elasticiteit op. Als ook de loonsom van de overheid uit deze variabele is weggelaten, wordt de elasticiteit (nog) lager.

II. de liquiditeitsquote-ontwikkeling

III. de relatieve omvang van de binnenlandse liquiditeitscreatie.

Vooropgesteld dat het indicatorprobleem en het zoeken naar monetaire transmissievariabelen niet met elkaar geïdentificeerd mogen worden – bij het indicatorprobleem speelt immers ook de beheersbaarheid met het monetaire instrumentarium mee – vormt deze indeling van Kessler een goed uitgangspunt voor de lijst van mogelijke variabelen die als transmissiekanaal dienst doen.

De reële rente is als traditionele transmissievariabele al opgenomen in de is-curve. Aangezien deze studie zich in de eerste plaats richt op de directe monetaire transmissie via hoeveelheidsvariabelen is er, naast het in voetnoot 7 genoemde experiment, geen verdere aandacht aan de rente-ontwikkeling besteed.

De twee andere indicatoren van Kessler betreffen in beginsel monetaire hoeveelheidsvariabelen. Daarbij zijn deze grootheden representatief voor twee groepen variabelen, die globaal gesproken ook in de opsomming van monetaire hoeveelheidsvariabelen in de macro-economische modellen in tabel 1 kunnen worden onderscheiden, nl.:

- a. liquiditeitsbezit (geldhoeveelheidsvariabelen)
- b. kredietverlening en/of kredietbeschikbaarheid.

De eerste groep heeft betrekking op de financiële activa van de niet-financiële sector en de tweede voornamelijk op de passiva van deze sector.

Ad a.

Als *geldhoeveelheidsvariabelen* wordt in deze studie een aantal liquiditeitsbegrippen van eng tot ruim beschouwd, te weten de geldhoeveelheid ($M1$), de binnenlandse liquiditeitenmassa ($M2$), de voorgaande benevens het eigenlijke spaargeld ($M3$) en de financiële activa van de private sector (FA_{ps}), een zeer ruim geldbegrip waarbij $M3$ is aangevuld met de binnenlandse lange middelen van de private sector. Daarnaast is de monetaire basis ($M0$)⁹ als transmissiekanaal geprobeerd. Ofschoon Knoester (1980) hiermee goede empirische resultaten heeft geboekt, duidt ander onderzoek [b.v. Dongelmans (1977), Fase (1980)] erop dat het gebruik van deze variabele zowel uit theoretisch als uit empirisch oogpunt minder geschikt is.

Voor deze geldbegrippen zijn de volgende transformaties beproefd

1) $\ln M/p^*$

2) $\Delta \ln M/p^*$

9. In navolging van Korteweg (1973) is de monetaire basis gecorrigeerd voor disconteringen en voorschotten en het netto buitenlands actief van het bankwezen.

3) M/Y

4) $\Delta \ln M/p^* - \Delta \ln Y/p^*$

5) $(M/\bar{Y} \cdot \Delta Y - \Delta M)/M$ (\bar{M}/\bar{Y} is de gemiddelde quote over de periode 1970:I–1979:IV)

waarbij M achtereenvolgens $M0$, $M1$, $M2$, $M3$ en FA_{ps} en p^* de prijsindex BNP voorstelt.

In het eerste geval wordt de gedefleerde waarde van het desbetreffende geldbegrip direct als verklarende in de IS -curve opgenomen. In deze vorm kan de variabele een vermogenseffect of 'real balance'-effect representeren. Het tweede geval betreft de procentuele reële groei van de verschillende vormen van liquiditeitsbezit.

In de drie overige transformaties worden de geldbegrippen in relatie tot het inkomen beschouwd. Transformatie 3 beziet in hoeverre de quote tussen een bepaalde liquiditeitsvariabele en het inkomen een relevante transmissievariabele is. Opgemerkt zij dat hier de stand van de quote zonder logaritmische transformatie in een log-lineaire vergelijking wordt opgenomen: het geval met de logaritme van de quote is impliciet vervat in transformatie 1.

De vierde transformatie geeft de groei van de geldvoorziening in verhouding tot de groei van het inkomen. Deze variabelen kunnen als proxy voor de monetaire spanning worden gezien. Deze interpretatie geldt ook voor de variabelen in transformatie 5, die ontleend zijn aan het monetaire model van Holtrop. In het geval van $M2$ levert deze transformatie de z.g. liquiditeitsactivering op.¹⁰ Deze activering is te beschouwen als de discrepantie tussen de geldvraag ($\bar{M2}/\bar{Y} \cdot \Delta Y$) en het geldaanbod ($\Delta M2$), en wordt in het model van Holtrop gerekend tot de binnenlandse monetaire impuls [zie Holtrop (1972)].¹¹

Ad b.

Voor de *kredietverleningsvariabelen* is de monetaire analyse van de Nederlandsche Bank als uitgangspunt genomen. Hierin worden als oorzaken van liquiditeitsaanwas, d.w.z. van een verandering van de binnenlandse liquiditeitsmassa ($\Delta M2$), de binnenlandse liquiditeitscreatie (Lcr) en het nationale liquiditeitsoverschot (B) onderscheiden. De liquiditeitscreatie wordt weer

10. Afgezien van het feit dat in het model van Holtrop \bar{M}/\bar{Y} niet de gemiddelde quote, maar de quote van het afgelopen jaar is.

11. Holtrop gaat hierbij bewust uit van een zeer eenvoudige geldvraagvergelijking, waarbij de geldvraag uitsluitend een functie van het inkomen met een inkomenselasticiteit van één is. Zie Den Butter (1979) voor een analyse van de liquiditeitsactivering als monetaire impuls, waar empirische resultaten met betrekking tot de geldvraag benut worden.

gesplitst in de liquiditeitscreatie t.b.v. de private sector Lcr_{ps} en de liquiditeitscreatie t.b.v. de overheid (Lcr_0).¹²

$$\Delta M2 = Lcr + B \text{ met } Lcr = Lcr_{ps} + Lcr_0$$

Zodoende zijn als mogelijke transmissiekanalen in de is-curve beschouwd: $\Delta M2$, Lcr , Lcr_{ps} , Lcr_0 , B . In dit geval zijn twee alternatieve transformaties onderzocht, nl.

- (i) $K/M2$
- (ii) $K/M2 - (\bar{K}/\bar{\Delta M2}) \cdot (\Delta Y/Y) (\bar{K} \text{ en } \bar{\Delta M2} \text{ gemiddelde over de periode } 1970:I-1979:IV)$

waarbij K achtereenvolgens $\Delta M2$, Lcr , Lcr_{ps} , Lcr_0 en B voorstelt. In de eerste transformatie is de kredietvariabele in verhouding tot de liquiditeitenmassa genomen. In het geval van $K = \Delta M2$ levert dit dus de procentuele groei van $M2$ op.¹³ Opgemerkt zij dat, aangezien de kredietvariabelen negatieve waarden kunnen aannemen, een logaritmische transformatie hier niet mogelijk is.

De tweede transformatie geeft bij $K = \Delta M2$ de procentuele groei van $M2$ ten opzichte van de procentuele groei van Y . Bij de andere kredietvariabelen is deze transformatie mede geïnspireerd door de wijze waarop Kessler (1974, blz. 294-298) de relatieve omvang van de binnenlandse liquiditeitscreatie als monetaire indicator berekent. $\bar{K}/\bar{\Delta M2}$ representeert het 'normale' aandeel van de desbetreffende kredietverlening in de totale liquiditeitscreatie. Bij de toename van het inkomen met ΔY zou in een evenwichtssituatie $(M2/Y) \cdot \Delta Y$ aan liquiditeiten gecreëerd dienen te worden waarvan $(\bar{K}/\bar{\Delta M2}) \cdot (M2/Y) \cdot \Delta Y$ met kredietvariabele K . De grootte bij (ii) is het verschil tussen K en zijn normale waarde, waarbij dit verschil in verhouding tot $M2$ is genomen: $\{K - (\bar{K}/\bar{\Delta M2}) \cdot (M2/Y) \cdot \Delta Y\} / M2$. Deze grootte geeft aan in hoeverre de relatieve omvang van de desbetreffende kredietverlening te groot of te klein is geweest in verhouding tot de groei van het inkomen. Door deze spanningsvariabele in de is-curve op te nemen kan men bijv. nagaan of een meer dan evenredige overheidscreatie meer invloed heeft op het inkomen dan een relatief grote toename van het bankkrediet of een relatieve grote toevloed van geld uit het buitenland.

12. Afgezien van de kleine post 'Diversen'.

13. Aangezien het bij de kredietvariabelen uitsluitend om de impulseffecten en niet om reële vermogeneffecten gaat, zijn deze variabelen hier niet gedefleerd. Derhalve levert transformatie (i) voor $K = \Delta M2$ enigszins andere uitkomsten op dan transformatie 2 voor $M = M2$.

4.3. De uitkomsten

De in de vorige sub-paragraaf opgesomde variabelen zijn beurtelings als extra verklarende variabele in de regressievergelijking (4.1.) opgenomen. Voor iedere variabele is een zestal vertragingen beproefd: onvertraagd, 1, 2, of 3 kwartaal vertraagd, het jaargemiddelde en tenslotte dit gemiddelde een jaar vertraagd.¹⁴

In tabel 2 staan de uitkomsten voor de geldhoeveelheidsvariabelen en in tabel 3 voor de kredietvariabelen. Per variabele is slechts één uitkomst vermeld, nl. met betrekking tot die vertraging waarbij, onder voorwaarde dat de coëfficiënt het 'goede' teken heeft, de standaardafwijking van de residuen het kleinst is. Alle variabelen zijn zodanig gedefinieerd dat men van een toename van deze variabelen een positief effect op het inkomen verwacht en het 'goede' teken is dus overal positief. Indien voor een bepaalde variabele bij geen enkele vertraging een positief teken werd gevonden geeft de tabel hiervoor geen uitkomsten.

Uit de tabellen blijkt dat, op twee uitzonderingen na, steeds bij ten minste één van de vertragingen het juiste positieve teken gevonden is. Aan de standaardfout van de residuen kan afgelezen worden in hoeverre het opnemen van een monetaire hoeveelheidsvariabele de verklaring van het inkomen in de *IS*-curve heeft verbeterd. Daarbij zij gememoreerd dat in de *IS*-curve zonder monetaire hoeveelheidsvariabele de waarde van de standaardfout 0,0139 is. In een enkel geval neemt de standaardfout van de residuen niet of nauwelijks af. Het extra verklarende vermogen van de desbetreffende monetaire hoeveelheidsvariabele is dan dus nihil.

Uit tabel 2 komt duidelijk naar voren dat de monetaire basis en in mindere mate M1 bij alle transformaties slechts een geringe bijdrage tot de verklaring van het inkomen leveren. Wat de monetaire basis betreft, is dit opmerkelijk gezien de gunstige resultaten die Knoester (1980) in zijn model met deze grootheid als indicator voor de monetaire spanning had. Het bevestigt echter de studies waarin op het ondergeschikte belang van de monetaire basis voor de monetaire analyse wordt gewezen. De drie ruime geldbegrippen voldoen veel beter als monetaire transmissievariabele, waarbij M2 in de eerste 4 transformaties en M3 in de laatste transformatie het best uit de bus komt. Deze 'liquiditeitsactivering' met M3 levert zelfs de laagste residuele standaardfout van alle onderzochte alternatieven op.

14. Er is hier niet gepoogd om meer geavanceerde technieken ter bepaling van de juiste vertragingstructuur, zoals de transfer-functie-analyse van Box & Jenkins (1970), toe te passen. Dit zou bij het gegeven grote aantal variabelen te tijdsintensief zijn.

Tabel 2. Regressie-uitkomsten voor de geldhoeveelheidsvariabelen

trans- formatie	geldbegrip M =			M1			M2			M3			FA _{ps}		
	β_3	SR/v	β_3	SR/v	β_3	SR/v	β_3	SR/v	β_3	SR/v	β_3	SR/v	β_3	SR/v	β_3
1) $\ln M/p^*$	0,053 (0,97)	0,0139 -j	0,023 (0,28)	0,0140 -j	0,175 (3,75)	0,0118 0	0,258 (2,84)	0,0126 0	0,139 (1,79)	0,0134 0	0,139 (1,79)	0,0134 0	0,139 (1,79)	0,0134 0	0,139 (1,79)
2) $\Delta \ln M/p^*$	0,045 (1,05)	0,0138 -2	0,186 (2,14)	0,0132 0	0,588 (3,51)	0,0120 -j	1,147 (2,54)	0,0129 -j	0,425 (2,11)	0,0132 0	0,425 (2,11)	0,0132 0	0,425 (2,11)	0,0132 0	0,425 (2,11)
3) M/Y	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
4) $\Delta \ln M/p^* - \Delta \ln Y/p^*$	0,037 (0,90)	0,0139 -2	0,069 (0,83)	0,0139 -2	0,209 (2,20)	0,0132 -3	0,215 (1,67)	0,0135 -3	0,243 (1,84)	0,0134 -3	0,243 (1,84)	0,0134 -3	0,243 (1,84)	0,0134 -3	0,243 (1,84)
5) $(M/Y \cdot \Delta Y - \Delta M)/M$	0,123 (1,07)	0,0138 -j	0,362 (2,50)	0,0129 -j	0,262 (2,61)	0,0128 0	0,641 (5,95)	0,0098 0	0,656 (5,68)	0,0101 0	0,656 (5,68)	0,0101 0	0,656 (5,68)	0,0101 0	0,656 (5,68)

Toelichting: β_3 : waarde van de coëfficiënt, (t-waarde tussen haakjes); SR: standaardafwijking van de residuen; v: vertraging in kwartalen waarbij -j het een jaar vertraagde jaargemiddelde aanduidt; in de tabel weggelaten betekent dat bij geen enkele vertraging een coëfficiënt met een positief teken werd gevonden.

Tabel 3. Regressie-uitkomsten voor de kredietvariabelen

trans- formatie	kredietvariabele K =			Lcr			Lcr _{ps}			Lcr ₀			B		
	β_3	SR/v	β_3	SR/v	β_3	SR/v	β_3	SR/v	β_3	SR/v	β_3	SR/v	β_3	SR/v	β_3
(i) K/M2	0,495 (2,80)	0,0127 -j	0,448 (3,12)	0,0124 -j	0,351 (2,56)	0,0129 -j	0,418 (1,90)	0,0134 -2	0,231 (1,15)	0,0138 0	0,231 (1,15)	0,0138 0	0,231 (1,15)	0,0138 0	0,231 (1,15)
(ii) $K/[M2 - (K/\Delta M2) (\Delta Y/Y)]$	0,202 (2,10)	0,0132 -3	0,399 (2,55)	0,0129 -j	0,315 (2,16)	0,0132 -j	0,354 (1,70)	0,0135 -2	0,213 (1,15)	0,0137 -2	0,213 (1,15)	0,0137 -2	0,213 (1,15)	0,0137 -2	0,213 (1,15)

Toelichting: β_3 : waarde van de coëfficiënt (t-waarde tussen haakjes); SR: standaardafwijking van de residuen; v: vertraging in kwartalen waarbij -j het een jaar vertraagde jaargemiddelde aanduidt.

Over het geheel genomen dient zich echter toch M2 als de meest geschikte monetaire transmissievariabele in de IS-curve aan. Opvallend is nl. dat bij alle in de tabel vermelde resultaten m.b.t. dit geldbegrip de coëfficiënt, gezien de t-waarde, significant van nul verschilt. De logaritme van de liquiditeiten-massa als extra verklarende levert de meeste winst voor de IS-curve op. Ook de procentuele groei scoort in dit opzicht beter dan de zonder logaritmische transformatie opgenomen liquiditeitsquote.

In tabel 3 met kredietvariabelen wordt de laagste standaardfout aangetroffen bij de totale liquiditeitscreatie in verhouding tot de liquiditeitenmassa. Over het algemeen levert deze eenvoudige vorm betere resultaten op dan de spanningsvariabele die een maat geeft van de relatieve omvang van de desbetreffende kredietverlening. Daarnaast blijkt uit tabel 3 ook dat de binnenlandse kredietverlening meer directe invloed heeft op de reële sfeer dan de buitenlandse impuls.

De vertraging waarmee de monetaire transmissie plaatsvindt, valt niet duidelijk uit de tabellen af te lezen. Herhaaldelijk ziet men dat voor hetzelfde geldbegrip bij de ene transformatie de onvertraagde variabele verkozen is, terwijl bij een andere transformatie het gemiddelde over het vorig jaar (met een gemiddelde vertraging van $6\frac{1}{2}$ kwartaal) het beste voldoet. Wellicht geldt hier hetzelfde als hetgeen Den Butter & Fase (1981) bij de geldvraag vonden, nl. dat de korte-termijneffecten niet stabiel zijn.

De in de tabellen 2 en 3 gepresenteerde resultaten lijken voldoende empirisch bewijs op te leveren voor het feit dat een directe geldtransmissie in Nederland in de onderzochte periode heeft plaatsgevonden. In de tabellen zijn echter uitsluitend de resultaten voor de beste vertragingen gegeven. Dit flatteert het beeld natuurlijk in hoge mate.

Om een eerlijke indruk te geven is voor de regressies waarop de tabellen 2 en 3 berusten ten slotte geturfd hoe vaak de t-waarde in een bepaald interval ligt. In tabel 4 staat de uitkomst voor alle regressies te zamen en voor de geldhoeveelheidsvariabelen afzonderlijk. Tussen haakjes is vermeld hoeveel t-waarden in de onderscheiden klassen gevonden zouden worden indien het hier om aselechte trekkingen uit een standaard student-verdeling met 40 vrijheidsgraden (het aantal waarnemingen bij de regressies) zou gaan.

Het aantal malen dat een positieve coëfficiënt voor de monetaire hoeveelheidsvariabele wordt gevonden, en zeker het aantal malen dat deze coëfficiënt significant van nul verschilt, suggereert dat er in Nederland van 1970 t/m 1979 inderdaad sprake is geweest van een directe geldtransmissie. De afzonderlijke tellingen met betrekking tot de geldhoeveelheidsvariabelen illustreren nogmaals dat M2 het beste voldoet als transmissievariabele, terwijl ook M3 in 8 van de 30 gevallen een significante coëfficiënt oplevert.

Tabel 4. t-waarden bij de monetaire hoeveelheidsvariabelen

t-waarde	Alle regres- sies te zamen	Regressies met geldhoeveelheidsvariabelen					FA _{ps}
		M0	M1	M2	M3		
$t < 0$	91 (105)	18	20	8	10	9	(15)
$0 \leq t < 1$	48 (74)	10	6	6	5	7	(10)
$1 \leq t < 2$	41 (26)	2	2	4	7	12	(4)
$t \geq 2$	30 (5)	0	2	12	8	2	(1)
totaal	210	30	30	30	30	30	

Toelichting: tussen haakjes de verdeling volgens de student-verdeling.

4.4. De uitkomsten nader bezien

In tabel 5 staan de volledige regressie-uitkomsten voor een aantal opvallende varianten uit tabel 2 en tabel 3. Uit de verschillen met vergelijking (4.1.) blijkt dat door het opnemen van een monetaire hoeveelheidsvariabele als extra verklarende variabele er aanzienlijke verschuivingen plaatsvinden in de coëfficiëntwaarden van de overige verklarende variabelen. Dit verschijnsel doet zich nog het minst voor bij de vergelijkingen met de liquiditeitsquote en met de liquiditeitscreatie. In het geval van de liquiditeitenmassa als transmissievariabele wordt echter het effect van de reële rente tot de helft gereduceerd. Deze verschuivingen kunnen het gevolg zijn van het feit dat de

Tabel 5. Een aantal geselecteerde regressie-uitkomsten voor de is-curve met een monetaire hoeveelheidsvariabele als transmissievariabele: $\ln y = \beta_0 + \lambda \ln y_{-1} + \beta_1 (r - \pi)_{-j} + \beta_2 \ln x + \beta'_2 \ln m_w + \beta_3 M$ (steekproefperiode 1970:I - 1979:IV, t-waarden tussen haakjes)

	coëffi- ciënten	β_0	λ	β_1	β_2	β'_2	β_3	SR	Q
M =									
1. $\ln M2/p^*$		6,07 (8,66)	—	-0,0019 (1,38)	0,14 (2,12)	0,34 (9,07)	0,17 (4,09)	0,0117	8,6
2. $(\Delta \ln M2/p^*)_{-j}$		8,22 (15,70)	—	-0,0041 (3,28)	0,05 (0,68)	0,48 (16,24)	0,50 (3,72)	0,0120	9,9
3. $(M2/Y)_{-1}$		7,61 (5,83)	0,03 (0,21)	-0,0034 (2,34)	0,09 (1,24)	0,43 (5,99)	0,10 (2,71)	0,0127	9,6
4. $\frac{(M3/Y \Delta Y - \Delta M3)}{M3}$		4,64 (4,63)	0,44 (4,46)	-0,0028 (2,52)	0,02 (0,38)	0,27 (5,03)	0,64	0,0098	22,1
5. $(Lcr/M2)_{-j}$		8,08 (15,13)	—	-0,0047 (3,81)	0,07 (1,04)	0,45 (15,73)	0,39 (3,40)	0,0123	9,7

Toelichting: indien λ negatief wordt is deze coëfficiënt gelijk aan nul gesteld.

oorspronkelijke IS-curve immers foutief gespecificeerd is indien de coëfficiënten van de toegevoegde variabelen significant van nul verschillen. Bovendien kan het zijn dat de toegevoegde variabelen niet onafhankelijk van de overige zijn.¹⁵ Daarnaast is bij het schatten van de IS-curve zoals dat overigens ook bij een geldvraagfunctie gebruikelijk is, geen rekening met de simultaneïteit van rente en inkomen of geldhoeveelheid en inkomen in het IS-LM-model gehouden.

De vergelijking 4 in tabel 5 met de 'activerings'-transformatie en M3 als geldbegrip komt, zoals gezegd, gemeten aan de standaardfout van de residuen als beste van alle onderzochte alternatieven uit de bus. Deze vergelijking wordt hier echter verder buiten beschouwing gelaten aangezien uit de waarde van de portmanteau-toets duidelijk blijkt dat deze vergelijking met specifiteitsfouten behept is.

Afgezien van het feit dat de resultaten geselecteerde toevalstreffers zouden kunnen zijn, geeft de t-waarde groter dan twee aan dat in alle in tabel 5 beschouwde gevallen de monetaire hoeveelheidsvariabele niet uit de specificatie van de IS-curve weggelaten mag worden.

Men kan zich echter ook de vraag stellen of de ene monetaire hoeveelheidsvariabele beter voldoet dan de andere. Tot nu toe is die variabele uit een tweetal als beste aangewezen waarbij de laagste standaardfout van de residuen wordt bereikt. Dit verschil behoeft echter nog niet significant te zijn [zie b.v. Pesaran (1974)]. Derhalve is nagegaan of resp. de liquiditeitenmassa, de groei van de liquiditeitenmassa en de liquiditeitscreatie op significante wijze te verkiezen is boven de liquiditeitsquote als monetaire transmissievariabele. Deze variabelen leveren immers alle drie een lagere standaardfout van de residuen op dan de quote. Tabel 6 laat zien dat als zowel de quote als één van de drie rivaliserende transmissievariabelen in de vergelijking wordt opgenomen, de coëfficiënt van die rivaliserende variabele steeds significant van nul verschilt. Volgens Davidson & MacKinnon (1980, 1981) betekent dit dat de hypothese van gelijkwaardigheid in alle drie gevallen verworpen wordt.

4.5. Numerieke bepaling van de multiplicatoren

Dank zij de schattingsuitkomsten voor de IS-curve in deze paragraaf en het op de Bank verrichte empirisch onderzoek met betrekking tot de geldvraag

15. De correlatie tussen de reële rente en de geldhoeveelheid is overigens slechts $-0,58$, terwijl correlatie tussen de reële rente en de groei van de geldhoeveelheid $-0,70$ is. In de vergelijking 2 in tabel 5 is de coëfficiënt van de reële rente echter nauwelijks in waarde veranderd ten opzichte van de oorspronkelijke IS-curve in vergelijking (4.1.) ($-0,0041$ t.o.v. $-0,0044$).

Tabel 6. Regressie-uitkomsten voor de toets van Davidson & MacKinnon op gelijkwaardigheid van $M2/Y$ als transmissievariabele t.o.v. drie alternatieven: $\ln y = \beta_0 + \lambda \ln y_{-1} + \beta_1(r - \pi)_{-j} + \beta_2 \ln x + \beta_3(M2/Y)_{-1} + \beta_3 M$ (steekproefperiode 1970:1 – 1979:IV, t-waarden tussen haakjes)

M =	coëfficiënten	β_0	λ	β_1	β_2	β_2	β_3	β_3	SR	Q
1.	$\ln M2/p^*$	5,64 (3,87)	-0,04 (0,33)	-0,0016 (1,07)	0,16 (2,16)	0,31 (3,90)	-0,06 (0,81)	0,25 (2,47)	0,0119	11,0
2.	$(\Delta \ln M2/p^*)_{-j}$	9,66 (6,92)	-0,16 (1,22)	-0,0038 (2,86)	0,03 (0,37)	0,56 (6,98)	0,07 (1,88)	0,48 (2,81)	0,0116	11,2
3.	$(Lcr/M2)_{-j}$	9,08 (6,40)	-0,11 (0,85)	-0,0043 (3,00)	0,06 (0,82)	0,51 (6,52)	0,06 (1,60)	0,34 (2,14)	0,0121	10,2

Tabel 7. De multiplicatoren bij realistische coëfficiëntwaarden in de IS- en LM-curve. Steeds geldt [zie vergelijkingen (3.1.) en (3.2.)]: $\alpha_1 = 1,00$; $\alpha_2 = -0,20$; $\beta_2 = 0,14$ voor x en $0,38$ voor m_w

Multiplicator	geldhoeveelheidspolitiek $\beta_3 = 0$ $\beta_1 = -0,021$ 1	rentepolitiek $\beta_3 = 0$ $\beta_1 = -0,021$ 1	Multiplicator	rentepolitiek $\beta_3 = 0,17$ $\beta_1 = -0,008$ 3	rentepolitiek $\beta_3 = 0,17$ $\beta_1 = -0,021$ 2	$\beta_3 = 0,17$ $\beta_1 = -0,008$ 3
$d \ln y / d \ln M2/p^*$	0,10	0,25	$d \ln y / d \ln r$	0,20	-0,05	-0,05
$d \ln y / d \ln x$	0,13	0,13	$d \ln y / d \ln x$	0,13	0,14	0,17
$d \ln y / d \ln m_w$	0,34	0,34	$d \ln y / d \ln m_w$	0,37	0,38	0,46
$d \ln r / d \ln M2/p^*$	-4,52	-3,76	$d \ln M2/p^* / d \ln r$	-3,99	-0,22	-0,25
$d \ln r / d \ln x$	0,63	0,63	$d \ln M2/p^* / d \ln x$	0,67	0,14	0,17
$d \ln r / d \ln m_w$	1,72	1,72	$d \ln M2/p^* / d \ln m_w$	1,83	0,38	0,46

Toelichting: de coëfficiëntwaarden α_1 en α_2 zijn gebaseerd op schattingen van geldvraagfuncties voor Nederland en β_2 op de schattingsresultaten van vergelijking (4.1.) en van vergelijking 1 in tabel 5; alle coëfficiëntwaarden zijn lange-termijnelasticiteiten.

(LM-curve)¹⁶ kunnen de verschillende, in paragraaf 3 besproken, multiplicatoreffecten berekend worden. Tabel 7 geeft hiervan een overzicht. De multiplicatoren zijn tevens elasticiteiten.

In tabel 7 staan zowel voor het geval van een exogene liquiditeitenmassa als voor het geval van een exogene rente drie alternatieven. In de eerste plaats de traditionele situatie dat de monetaire transmissie uitsluitend via de rente verloopt ($\beta_3 = 0$), waarbij de rente-elasticiteit (β_1) overeenkomstig vergelijking (4.1.) op $-0,021$ is gesteld. De tweede kolom in de tabel heeft betrekking op een directe transmissie via de geldhoeveelheid in de IS-curve met een elasticiteit $\beta_3 = 0,17$, waarbij om het effect van deze specificatieverandering goed te kunnen traceren, de rente-elasticiteit haar oorspronkelijke waarde heeft behouden. In vergelijking 1 in tabel 5 is echter een beduidend lagere invloed van de rente gemeten dan in vergelijking (4.1.), nl. $\beta_1 = -0,008$. De resultaten hiervan staan in de derde kolom van tabel 7.

Uit de tabel blijkt dat de directe transmissie via de liquiditeitenmassa bij een monetaire hoeveelheidspolitiek een enorme invloed op de grootte van de inkomensmultiplicator heeft. Het feit dat in de IS-curve met de liquiditeitenmassa een veel kleinere rente-elasticiteit is gevonden dan in de IS-curve zonder liquiditeitenmassa doet hier weinig aan af. Bij een op de beïnvloeding van de rente gerichte politiek is de invloed van deze specificatiewijziging in de IS-curve op de inkomensmultiplicator veel kleiner. Dit zelfde geldt voor alle overige in de tabel opgenomen multiplicatoren.

De tabel laat tevens zien dat er van een pervers rente-effect bij de monetaire transmissie via de liquiditeitenmassa geen sprake is. Er geldt immers $\alpha_1\beta_3 < 1$. De renteverlagende invloed van een monetaire impuls is in het geval van een dergelijke directe geldtransmissie slechts een weinig lager dan in het geval van de traditionele transmissie met $\beta_3 = 0$.

5. SLOTOPMERKINGEN EN CONCLUSIES

De macro-economische relatie tussen geld en inkomen is, ook voor Nederland, veelvuldig empirisch onderzocht. De meest directe methodiek is de causaliteit tussen deze beide grootheden vast te stellen. Fase (1981^a) heeft voor Nederland gevonden dat de primaire liquiditeiten en het nationale inkomen elkaar wederzijds beïnvloeden. Tussen M2 en het inkomen en tussen

16. De gekozen waarden m.b.t. de LM-curve berusten op de resultaten van Fase & Kuné (1974) ($\alpha_1 = 0,85$, $\alpha_2 = -0,20$), Kuné & Van Nieuwkerk (1974) ($\alpha_1 = 1,17$, $\alpha_2 = -0,10$), Den Butter & Kuné (1976) ($\alpha_1 = 1,05$ à $1,09$, $\alpha_2 = -0,30$) en Den Butter & Fase (1981) ($\alpha_1 = 1,19$, $\alpha_2 = -0,30$).

M3 en het inkomen blijkt, volgens de gebruikte toetsen, echter geen enkele causale samenhang te bestaan. Deze laatste uitkomsten lijken in tegenspraak met de schattingsresultaten van de geldvraagvergelijking waarin het inkomen als de belangrijkste determinant van de liquiditeitenmassa naar voren komt. In dit geval wordt de causaliteit van inkomen naar geld gepostuleerd.

Deze studie gaat uit van de causaliteit van geld naar inkomen en beoogt de meting van de invloed van de geldvoorziening op het reële inkomen. Hierbij wordt een ruim aantal alternatieve transmissievariabelen op hun verklarend vermogen in de IS-curve onderzocht. Deze empirische analyse levert de volgende conclusies op:

1. De schattingsresultaten voor de verschillende alternatieve transmissievariabelen suggereren dat de directe geldtransmissie, naast de rentetransmissie, in Nederland inderdaad een rol van betekenis speelt.
2. Bij de geldhoeveelheidsvariabelen als transmissievariabelen is M2 het meest geschikte geldbegrip.¹⁷ De logaritme van de reële liquiditeitenmassa (ofwel de logaritme van de liquiditeitsquote) en de procentuele groei van de liquiditeitenmassa voldoen hierbij beter dan de (niet getransformeerde) liquiditeitsquote.
3. Naast M2 wordt ook bij M3 en de financiële activa van de private sector in een groot aantal van de onderzochte alternatieven een positieve invloed op het reële inkomen gemeten. Bij M1 en de monetaire basis is dit niet het geval.
4. Bij de kredietvariabelen geeft de totale binnenlandse liquiditeitscreatie de grootste additionele verklaring van het reële inkomen in de IS-curve. In dit geval blijkt een buitenlandse impuls van minder belang dan een binnenlandse.
5. De schattingsresultaten bieden geen houvast over de vertraging waarmee de directe geldtransmissie plaatsvindt. Waarschijnlijk zijn de kortetermijneffecten niet stabiel.
6. Een geldhoeveelheidspolitiek is veel effectiever in het geval van een directe geldtransmissie dan in het geval dat de monetaire transmissie uitsluitend via de rente plaatsvindt. Dit blijkt uit de waarde van de inkomensmultipliator in het IS-LM-model. Voor een uitsluitend op de rente gerichte politiek, die overigens in Nederland nimmer heeft plaatsgevonden, gaat deze conclusie niet op.

Met deze laatste stelling zijn we gekomen tot het aan prof. Kessler ontleende

17. Deze uitkomst houdt slechts zijdelings verband met zgn. afbakeningproblematiek. Daarbij gaat het nl. vooral om de stabiliteit van de geldvraagfuncties en de mate waarin de verschillende activa onderling substitueerbaar zijn [zie Fase (1975, 1978, 1979)].

motto van deze studie. De omvang van de monetaire transmissie, maar zeker ook de kanalen waarlangs deze verloopt, zijn bepalend voor de mogelijkheden om met monetaire politiek de bestedingen te beïnvloeden. Daarnaast is het echter voor de effectiviteit van de monetaire politiek van belang, zoals b.v. Lucas (1976) en Lucas & Sargent (1978) laten zien, in hoeverre anticipaties de effecten van deze politiek neutraliseren. In het extreme geval waarbij in een variant van de Phillipscurve (de z.g. Lucas-aanbodcurve) de groei van het reële inkomen alleen van zijn natuurlijke groeivoet afwijkt bij een discrepantie tussen feitelijke en verwachte prijzen en waarbij deze prijsverwachtingen rationeel gevormd worden, is het zelfs in het geheel niet mogelijk om met monetaire politiek de reële sfeer doelbewust te beïnvloeden. Alle gemeten monetaire transmissie wordt dan toegeschreven aan niet geanticipeerde, onbedoelde bewegingen in de monetaire sfeer. In hoeverre een dergelijk mechanisme de effectiviteit van de monetaire politiek in de jaren zeventig belemmerd heeft, valt uit deze studie niet af te lezen. Immers, de onderhavige analyse is gebaseerd op een IS-LM-model waarin de prijzen en ook de prijsverwachtingen exogeen verondersteld zijn. Binnen dit kader duiden de uitkomsten er evenwel op dat een activistische monetaire hoeveelheidspolitiek effectief kan zijn.

LITERATUURVERWIJZINGEN

- Banca d'Italia, 1979, *Modello Econometrico dell'Economia Italiana (II Edizione)*, Settore Reale e Fiscale (Centro Stampa, Banca d'Italia).
- Bank of England, 1979, 'Bank of England model of the UK economy', *Bank of England Discussion Paper*, Nr. 5.
- Box, G.E.P., en G.M. Jenkins, 1970, *Time Series Analysis* (Holden-Day, San Francisco).
- Buiter, W.H., en R.F. Owen, 1979, 'How succesfull has stabilization policy been in the Netherlands? A Neo-Keynesian perspective', *De Economist*, 127, blz. 58-104.
- Den Butter, F.A.G., 1976, 'De optimale economische levensduur van kapitaalgoederen in een jaargangenmodel met een vaste kapitaalcoëfficiënt', *Maandschrift Economie*, 40, blz. 396-405.
- Den Butter, F.A.G., 1979, 'An empirical analysis of Dutch monetarism', *De Nederlandsche Bank N.V., Onderzoeksrapport*, Nr. 7810 (gepresenteerd op de 'European Meeting of the Econometric Society', Athene, September 1979).
- Den Butter, F.A.G., en M.M.G. Fase, 1981, 'The demand for money in EEC countries', *Journal of Monetary Economics*, 8, blz. 201-230.
- Den Butter, F.A.G., en J.B. Kuné, 1976, 'De functionele vorm van de geldvraagvergelijking in Nederland, 1952 II - 1971 IV', *Tijdschrift voor Economie en Management*, 21, blz. 169-177.
- Centraal Plan Bureau, 1971, 'Het jaarmodel 1969' in *Centraal Economisch Plan 1971* (Staatsuitgeverij, 's-Gravenhage), blz. 181-201.
- Centraal Plan Bureau, 1978, 'Een macromodel voor de Nederlandse economie op de middellange termijn (Vintaf II)', in W. Driehuis en A. van der Zwan, red. *De voorbereiding van het Economisch Beleid Kritisch Bezien* (Stenfert Kroese, Leiden), blz. 268-303.
- Davidson, R., en J.G. MacKinnon, 1980, 'On a simple procedure for testing non-nested regression models', *Economics Letters*, 5, blz. 45-48.

- Davidson, R., en J.G. MacKinnon, 1981, 'Several tests for model specification in the presence of alternative hypotheses', *Econometrica*, 49, blz. 781-793.
- Deutsche Bundesbank, 1976, *Anhang zum Aufsatz: Erste Ergebnisse von ex-post-Prognosen mit einem ökonomischen Modell für die Bundesrepublik Deutschland* (Mimeo).
- Dongelmans, A.M., 1977, 'De relatie tussen geldhoeveelheid en monetaire basis op korte termijn', *Economische Statistische Berichten*, 62, blz. 235-238.
- Driehuis, W., 1972, *'Fluctuations and Growth in a near Full Employment Economy'* (Rotterdam University Press, Rotterdam).
- Duesenberry, J.S., G. Fromm, L.R. Klein en E. Kuh, 1965, *The Brookings Quarterly Econometric Model of the United States* (North-Holland, Amsterdam).
- Fair, R.C., 1976, *A Model of Macro-Economic Activity, Volume II: The Empirical Model* (Ballinger, Cambridge).
- Fase, M.M.G., 1975, 'Verruiming of verschraling: een poging het liquiditeitsbegrip empirisch af te bakenen', in *Selecte Studies* (Rabobank, Utrecht), blz. 7-31.
- Fase, M.M.G., 1978, 'Een verdeelmodel voor liquide activa', *Economisch Statistische Berichten*, 63, blz. 215-218.
- Fase, M.M.G., 1979, 'The demand for financial assets', *European Economic Review*, 12, blz. 381-394.
- Fase, M.M.G., 1980, 'Monetary base control: a useful alternative for the Netherlands?', *De Economist*, 128, blz. 189-204.
- Fase, M.M.G., 1981^a, *Op het Breukvlak van Macro- en Micro-economie* (Stenfert Kroese, Leiden).
- Fase, M.M.G., 1981^b, Boekbespreking van dr. A. Knoester: 'Over geld en economische politiek', *De Economist*, 129, blz. 266-270.
- Fase, M.M.G., en J.B. Kuné, 1974, 'De vraag naar liquiditeiten in Nederland, 1952-1971', *De Economist*, 122, blz. 326-356.
- Fase, M.M.G., en M. van Nieuwkerk, 1975, 'Anticipated inflation and interest rates in an open economy: a study of the Gibson paradox for the Netherlands', in F. Masera, A. Fazio en T. Padoa-Schioppa, red. *Econometric Research in European Central Banks* (Banca d'Italia, Rome) blz. 297-321.
- Goldfeld, S.M., 1966, *Commercial Bank Behavior and Economic Activity* (North-Holland, Amsterdam).
- Hamburger, M.J., 1974, 'The impact of monetary variables: a survey of recent econometric literature', in W.L. Smith en R.L. Teigen, red. *Readings in Money, National Income and Stabilization Policy, Third Edition*. (Irwin, Homewood, Illinois), blz. 378-390.
- Helliwell, J.F., H.T. Shapiro en G.R. Sparks, 1971, 'The structure of RDX2, part 1 and part 2', *Bank of Canada Staff Research Studies*, Nr. 7.
- Hicks, J.R., 1937, 'Mr. Keynes and the "classics"; a suggested interpretation', *Econometrica*, 5, blz. 147-159.
- Holtrop, M.W., 1972, *Money in an Open Economy* (Stenfert Kroese, Leiden).
- Kessler, G.A., 1958, *Monetaire Evenwicht en Betalingsbalansenwicht* (Stenfert Kroese, Leiden).
- Kessler, G.A., 1974, 'Monetaire indicatoren', in V. Halberstadt, G.A. Kessler en J.J. Klant, red. *Economie in Overleg* (Stenfert Kroese, Leiden), blz. 277-302.
- Kessler, G.A., 1975, 'Inflation: diagnosis and therapy', *De Economist*, 123, blz. 507-530.
- Klein, L.R., 1950, *Economic Fluctuations in the United States, 1921-1941* (Wiley, New York).
- Klein, L.R., en A.S. Goldberger, 1955, *An Econometric Model of the United States, 1929-1952*. (North-Holland, Amsterdam).
- Knoester, A., 1980, *Over Geld en Economische Politiek* (Stenfert Kroese, Leiden).
- Korteweg, P., 1973, *Over de Beheersbaarheid van de Geldhoeveelheid in Nederland* (De Erven Bohn, Haarlem).
- Korteweg, P., 1978^a, 'The economics of inflation and output fluctuations in the Netherlands, 1954-1975: a test of some implications of the dominant impulse-cum-rational expectations hypothesis', in K. Brunner en A.H. Meltzer red. *The Problem of Inflation* (Carnegie-Rochester

- Conference Series on Public Policy*) (North-Holland, Amsterdam), blz. 17–79.
- Korteweg, P., 1978b, 'De stagflatie van de jaren zeventig; feiten en verklaringen', in *Internationale Stagflatie bij Vaste en Flexibele Wisselkoersen* (Preadviezen van de Vereniging voor de Staatshuishoudkunde) (Stenfert Kroese, Leiden), blz. 31–108.
- Kuné, J.B., 1976, 'Enige ontwikkelingen in de monetaire theorie: een comperatieve literatuurstudie', *Maandschrift Economie*, 40, blz. 475–517.
- Kuné, J.B., en M. van Nieuwkerk, 1974, 'De ontwikkeling van de geldquote in Nederland, 1900–1970', *Maandschrift Economie*, 39, blz. 1–16.
- De Leeuw, F., en E. Gramlich, 1968, 'The Federal Reserve-MIT econometric model', *Federal Reserve Bulletin*, 54, blz. 11–40.
- Lucas, R.E., 1976, 'Econometric policy evaluation: a critique', in K. Brunner en A.H. Meltzer red. *The Phillips Curve and Labor Markets* (Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy) (North-Holland, Amsterdam), blz. 19–46.
- Lucas, R.E., en Th.J. Sargent, 1978, 'After Keynesian macroeconomics', in *After the Phillips Curve: Persistence of High Inflation and High Unemployment* (Conference Series Nr. 19, Federal Reserve Bank of Boston), blz. 49–72.
- McCallum, B.T., 1976, 'Rational expectations and the natural rate hypothesis: some consistent estimates', *Econometrica*, 44, blz. 43–52.
- McCarthy, M.D., 1972, *The Wharton Quarterly Econometric Forecasting Model Mark III* (University of Pennsylvania, Philadelphia).
- Pesaran, M.H., 1974, 'On the general problem of model selection', *Review of Economic Studies*, 41, blz. 153–171.
- Poole, W., 1970, 'Optimal choice of monetary policy instruments in a simple stochastic macro model', *The Quarterly Journal of Economics*, 84, blz. 197–216.
- Suits, D.B., 1962, 'Forecasting with an econometric model', *American Economic Review*, 52, blz. 104–132.
- Tinbergen, J., 1936, 'Kan hier te lande, al dan niet na overheidsingrijpen, een verbetering van de binnenlandse conjunctuur intreden, ook zonder verbetering van onze exportpositie?', in *Preadviezen van de Vereniging voor de Staathuishoudkunde en de Statistiek* (Martinus Nijhoff, Den Haag), blz. 62–108.
- Tinbergen, J., 1939, *Statistical Testing of Business Cycles Theories, Vol. II: Business Cycles in the U.S.A., 1914–1932* (League of Nations, Geneva).